

# RISCO E COMPETIÇÃO BANCÁRIA NO BRASIL

Luiz Alberto D'Ávila de Araújo\*  
Paulo de Melo Jorge Neto\*\*

**Sumário:** 1. Introdução, 2. Competição Bancária, 3. Risco e Competição, 4. Concentração, 5. O modelo, 6. O Caso Brasileiro, 7. Conclusão.

**Keywords:** banking competition, financial risk, regulation.

One of the most relevant discussions on bank regulation is the dichotomy between liberalization, with higher competition, and financial stability. To investigate this problem, the article examines competitive conditions and risk taking in Brazilian banks, and investigates their interrelationship. Competition is measured using Panzar & Rosse model and risk taking by Basel Brazilian Index. Given the relevance of the discussion between Allen & Gale, Grochulski & Kareken and Kahn a measure of concentration was used as a proxy for competition. It is shown that Brazilian banks operate in monopolist competition and that competition increases risk taking. However, competition is not significance to explain credit offer.

**Palavras-chave:** competição bancária, risco financeiro, regulação bancária.

Diante dos dilemas de regulação bancária está a dicotomia entre liberalização, induzindo-se maior competição e a estabilização do sistema financeiro. Neste contexto, este artigo investiga o relacionamento entre o nível de risco e o grau de competição bancária no Brasil, utilizando a estatística-H do modelo de Panzar & Rosse e o Índice de Basiléia como medidas de competição e risco, respectivamente. Dada a relevância do debate entre Allen & Gale, Grochulski & Kareken e Kahn mensurou-se uma segunda medida de competição para identificar os efeitos da concentração. Os resultados deste trabalho mostram que os bancos brasileiros operam em concorrência monopolista e que a competição implica numa maior exposição ao risco. No entanto, a competitividade não é significativa para explicar a oferta de crédito.

**ANPEC:** Área 3 – Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças.

**Código JEL:** D89, E61, G28.

## 1. Introdução

O sistema bancário brasileiro enfrentou grandes transformações com o lançamento do Plano Real, muitos bancos perderam os ganhos propiciados pelas transferências inflacionárias, o que exigiu a adoção de medidas para fortalecer a indústria. Dentre outras medidas adotadas pela autoridade reguladora, estão a adoção das orientações do Acordo de Basiléia e a redução das restrições à entrada dos bancos estrangeiros.

Com esses dois mecanismos, a autoridade reguladora buscou fortalecer o sistema financeiro por intermédio do enquadramento dos bancos brasileiros ao novo padrão de solvência e liquidez internacional e

---

\* Pesquisador do Banco do Brasil S.A. e Mestre em Economia pelo CAEN. As opiniões expressas neste artigo são exclusivamente do autor e não refletem, necessariamente, a visão do Banco do Brasil S.A. E-mail: [davila@bb.com.br](mailto:davila@bb.com.br).

\*\* Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia – CAEN/UFC. E-mail: [pjneto@caen.ufc.br](mailto:pjneto@caen.ufc.br)

do aumento de eficiência dos bancos domésticos via entrada de instituições estrangeiras. Entretanto, não está claro qual tenha sido o impacto esperado desses mecanismos sobre o nível de risco, pois embora a introdução de uma exigência mínima no índice de Basileia diminua o risco do sistema bancário, a abertura aos bancos estrangeiros aumenta a competição, induzindo a ações que aumentem o risco. Se por um lado o aumento do volume de crédito pode ser um resultado esperado, também é esperado que este ocorra concomitante a posições de passivo que aumentem o risco do banco.

Além disso, alguns aspectos institucionais do Brasil podem ter influenciado a exposição ao risco. Tais como, a não vigência de uma lei de falências apropriada, a recente estabilidade da moeda e a grande participação da dívida interna do setor público no produto interno bruto. Essas características podem ter levado os bancos a operarem com um elevado risco de crédito que, associada a uma grande oferta de títulos públicos federais, proporcionou as condições favoráveis para os intermediários financeiros exibirem sua aversão ao risco investindo em títulos públicos com elevados retornos sem risco, e impedindo um maior direcionamento de recursos para operações de crédito.

Neste contexto, este trabalho tem o objetivo de verificar qual a relação existente entre risco e competição no mercado bancário brasileiro, identificando a estrutura do mercado e seu relacionamento com a exposição ao risco. Seguindo Bolt & Tieman (2004), o relacionamento entre competição e risco se dá pelo aumento da exposição que os bancos incorrem ao competir por mais tomadores de empréstimos.

Para atingir seu objetivo, o trabalho define a estatística H do modelo de Panzar & Rosse e o Índice de Basileia como sendo as medidas de competição e risco a serem avaliadas. A utilização do Índice de Basileia envolve a quantificação da exposição aos riscos de crédito, de crédito em *swap*, cambial e de taxa de juros.

Posteriormente, considerando a relevância do debate envolvendo Allen & Gale (2000, 2004), Grochulski & Kareken (2004) e Kahn (2004), foi mensurada uma segunda medida para avaliar o grau de competição. Essa medida buscou identificar os efeitos da concentração do mercado bancário. Para tanto, escolheu-se o Índice de Herfindahl-Hirschman. Este debate diz respeito ao impacto da concentração da indústria bancária sobre o nível de risco, indicando a possível existência de um trade-off entre risco e competição.

O resultado deste trabalho mostra que o maior grau de competição implica num maior nível de exposição ao risco. Entretanto, não mostrou significância na relação entre a competitividade (estatística H) e oferta de crédito, em outras palavras, um comportamento mais competitivo pode não levar a uma maior oferta de crédito, mas leva a um maior nível de risco.

Este trabalho está dividido da seguinte forma: a Seção 2 mensura a estatística de Panzar & Rosse, a Seção 3 mostra a relevância da discussão envolvendo a utilização de uma medida de concentração, a Seção 4 quantifica o Índice de Herfindahl, a Seção 5 esclarece o relacionamento entre risco e competição utilizando o modelo de Bolt & Tieman e define a medida de riscos, a Seção 6 mostra os aspectos particulares do sistema financeiro brasileiro, os modelos estimados e os resultados empíricos, e termina com a Conclusão.

## 2. Competição Bancária

Os modelos da nova organização industrial fornecem o instrumental necessário para quantificar o comportamento competitivo dos mercados. Dentre esses modelos<sup>1</sup>, destaca-se o modelo de Panzar & Rosse (1987), que desenvolveram um teste que permite discriminar entre monopólio, concorrência monopolista e competição perfeita.

O teste é derivado de um mercado bancário que determina o produto de equilíbrio e o número de bancos de equilíbrio, através da maximização ao nível do banco e ao nível da indústria, implicando que o banco  $i$  maximiza seu lucro quando a receita marginal é igual ao custo marginal:

$$R'_i(x_i, n, z_i) - C'_i(x_i, w_i, t_i) = 0$$

---

<sup>1</sup> Para uma revisão da literatura ver em Bikker & Haaf (2001).

Onde  $R_i$  é a receita,  $C_i$  é o custo,  $x_i$  é o produto do banco  $i$ ,  $n$  é o número de bancos,  $w_i$  é um vetor de  $m$  preços de fatores insumos do banco  $i$ ,  $z_i$  é um vetor de variáveis exógenas que alteram a função receita do banco,  $t_i$  é um vetor de variáveis exógenas que alteram a função custo do banco.

Panzar & Rosse definiram a medida de competição  $H$  como a soma das elasticidades da receita na forma reduzida com respeito aos preços dos fatores:

$$H = \sum_{k=1}^m \frac{\partial R_i^*}{\partial w_{ki}} \cdot \frac{w_{ki}}{R_i^*}$$

A diferenciação entre os tipos utilizando o  $H$  está discriminado na Tabela 1.

**Tabela 1**  
**A Definição do Comportamento Competitivo – Estatística H.**

Valores de H	Comportamento Competitivo
$H \leq 0$	Equilíbrio de monopólio: cada banco opera independentemente sob condições de maximização do lucro de monopólio (H é função decrescente da elasticidade da demanda) ou cartel perfeito.
$0 < H < 1$	Equilíbrio de livre entrada em competição monopolista (H é função crescente da elasticidade demanda).
$H = 1$	Competição perfeita: equilíbrio de livre entrada com utilização da capacidade eficiente total.

Vários autores já utilizaram o modelo de Panzar & Rosse, dentre os quais pode-se destacar os trabalhos de Bandt & Davis (2000) na Alemanha, França, Itália e Estados Unidos; de Belaisch (2003) no Brasil; de Bikker & Groeneveld (2000) em 15 países da EU; de Bikker & Haaf (2002) em 23 países; de Lee & Kim (1995) na Coreia; de Nathan & Neave (1989) no Canadá; de Rime (1999) na Suíça; de Smith & Tripe (2001) na Nova Zelândia e Torres (2004) na Espanha.

A estatística-H é utilizada para mensurar o grau de competição no mercado brasileiro numa amostra contendo os bancos comerciais, bancos múltiplos com carteiras comerciais e a caixa econômica federal<sup>2</sup>, que permaneceram no sistema bancário brasileiro no período de junho de 1999 a junho de 2004. O conjunto de informações contém diversos bancos que foram considerados individualmente (ver Apêndice I).

Todas as informações estão discriminadas por semestre, por instituição bancária (Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica – CNPJ) e por conta do COSIF. Os valores de cada uma das observações estão em R\$ mil e, como prática usual na área bancária, foram levados a valor de junho de 2004 pelo IGP-DI, da Fundação Getúlio Vargas.

As variáveis utilizadas são:

- AGN = razão entre o número de agências sobre o total de agências do sistema, avalia a dispersão geográfica do banco, está relacionada ao aspecto do “*too big to fail*”, ao tamanho do banco.
- CRD = razão das operações de crédito acrescidas de arrendamento mercantil sobre os depósitos acrescidos de obrigações por empréstimos e repasses, avalia o risco da intermediação financeira.
- DAF = razão entre as despesas administrativas sobre o número de funcionários, é o custo unitário das despesas administrativas.
- DOD = razão entre despesas operacionais menos despesas administrativas sobre o circulante e exigível em longo prazo, é o preço unitário dos recursos captados.
- H = *proxy* do grau de competição na indústria que é quantificada por intermédio da estatística H de Panzar & Rosse, calculada para o mercado bancário brasileiro para cada semestre da amostra.
- OD = razão entre as despesas não operacionais sobre o total de ativos deduzidos das contas de compensação, refere-se ao preço unitário das despesas não operacionais.

<sup>2</sup> Amostra foi obtida junto ao Banco Central do Brasil – DINFO/DEFIN, Brasília (DF).

- TAF = valor dos depósitos acrescidos das operações compromissadas e das obrigações por empréstimos e repasses, mostra economia de escala na receita.
- TD = valor dos depósitos totais, é uma *proxy* para a demanda.

A estatística-H de Panzar & Rosse foi estimada seguindo os trabalhos de Bikker & Haaf (2002) e Belaisch (2003):

$$\ln RT_i = \alpha + (\ln w_i)' H + (\ln Z_i)' \eta + u_i$$

A variável endógena  $RT_{it}$  é definida como a variável que representa a receita total dos bancos comerciais. Os preços unitários de fatores  $w_{it}$ , cujos coeficientes compõe o indicador  $H$ , correspondem as variáveis DAF, DOD e OD. As variáveis exógenas  $Z_{it}$  buscam controlar a estimação do somatório das elasticidades da receita por variáveis que refletem a demanda do mercado TD, a economia de escala da geração de receita TAF, a dispersão geográfica ou “*too big to fail*” AGN e o risco da intermediação CRD.

A estimação do somatório da elasticidade da receita fornece os valores da *estatística-H* para todos os semestres da amostra, e seus parâmetros e resultados estatísticos estão discriminados na Tabela 2.

**Tabela 2**  
**Junho de 1999 a Junho de 2004 – Estimação da Elasticidade Receita**

Variável Dependente: lnRT										
Variáveis	Constante	lnDAF	lnDOD	lnOD	lnTD	lnTAF	lnAGN	lnCRD	R2	R2_Ajust
1995_12	0.3081	0.1507	0.6727	-0.0060	0.0390	-0.0975	0.0830	-0.0004	0.8171	0.8053
	1.0489	3.1715	16.0078	-0.8054	1.1261	-2.7798	3.5822	-0.0168		
1996_06	0.0930	0.1703	0.6273	-0.0079	0.0286	-0.0969	0.0969	-0.0019	0.7971	0.7847
	0.3277	6.4526	15.0127	-1.1195	1.1865	-4.4735	5.0545	-0.0993		
1996_12	-0.3197	0.1933	0.6107	0.0028	0.1000	-0.1396	0.0669	0.0099	0.7077	0.6882
	-0.8424	4.2396	12.0106	0.2568	2.3020	-3.3039	2.4854	0.2692		
1997_06	-1.5685	-0.0328	0.9256	-0.0115	0.0277	0.0451	-0.0577	0.0287	0.8669	0.8569
	-6.5237	-1.2480	19.2961	-1.8828	0.9645	1.5135	-3.7235	1.2841		
1997_12	-1.4440	0.0137	0.8717	-0.0104	0.0519	0.0011	-0.0317	-0.0068	0.9244	0.9187
	-7.0131	0.6050	28.2697	-1.6945	2.5075	0.0525	-2.5034	-0.5007		
1998_06	-0.2545	0.0542	0.6055	-0.0018	0.0579	-0.0885	0.0175	-0.0183	0.6966	0.6740
	-0.6596	1.4623	12.3996	-0.2606	1.6715	-2.6872	1.0765	-0.7748		
1998_12	-0.1430	0.0698	0.6048	-0.0009	0.0606	-0.0960	0.0363	-0.0178	0.8147	0.8007
	-0.4608	2.1846	14.9911	-0.1196	1.9716	-3.4685	2.2411	-1.1841		
1999_06	-1.7328	0.0342	0.6917	-0.0058	0.1174	-0.0526	-0.0516	0.0091	0.7576	0.7413
	-2.6342	0.6295	14.9140	-0.4251	2.2777	-1.0715	-1.4066	1.1271		
1999_12	-0.5088	0.0016	0.7434	0.0026	0.0381	-0.0201	0.0032	0.0103	0.0000	0.0000
	-1.3909	0.0475	17.6044	0.3090	1.3946	-0.7839	0.1561	1.9170		
2000_06	-1.4469	0.0262	0.6268	-0.0019	0.0665	-0.0208	-0.0160	0.0003	0.7671	0.7501
	-3.7373	0.7581	16.5272	-0.2272	2.2747	-0.7714	-0.7195	0.0620		
2000_12	-0.0965	0.0143	0.6535	0.0083	0.0194	-0.0402	0.0177	-0.0038	0.8828	0.8735
	-0.3038	0.5429	23.9925	1.0367	0.7173	-1.5729	0.9906	-0.1792		
2001_06	-1.2781	0.0676	0.6013	-0.0094	0.0000	0.0232	0.0142	0.0034	0.8187	0.8043
	-2.9186	1.8152	16.2056	-1.1159	0.0003	0.9752	0.6677	0.4332		
2001_12	-0.7726	0.0207	0.7035	-0.0039	-0.1472	-0.0086	0.0876	0.0072	0.8537	0.8417
	-3.8172	0.6255	19.4717	-0.4134	-3.6036	-1.4661	1.9834	0.5022		
2002_06	-1.0385	0.0403	0.7191	-0.0039	-0.0065	0.0366	0.0039	0.0033	0.8807	0.8703
	-2.3771	1.2207	19.5354	-0.5818	-0.1642	1.0397	0.1808	0.4223		
2002_12	-3.1233	0.0975	0.6441	0.0231	-0.0607	0.1969	-0.0587	0.0334	0.8369	0.8227
	-5.0309	1.6495	15.5288	1.7594	-1.1857	4.1357	-1.5800	2.8141		
2003_06	-0.7639	0.0218	0.6044	0.0029	-0.0681	0.0714	0.0030	-0.0398	0.8414	0.8271
	-1.2494	0.4704	17.2518	0.2557	-1.5061	1.5819	0.0963	-3.5482		
2003_12	-2.1693	0.0071	0.6374	-0.0191	-0.0821	0.1718	0.0285	-0.0145	0.5357	0.4935
	-2.5826	0.0974	8.6178	-1.0030	-1.2803	2.8350	0.5584	-0.8829		
2004_06	-1.9255	0.1411	0.6731	0.0000	-0.0190	0.0369	0.0565	-0.1536	0.5918	0.5491
	-1.8332	1.7853	7.3209	0.0000	-0.2418	0.4131	1.0152	-1.8388		

Como a *estatística-H* corresponde ao somatório dos coeficientes de lnDAF, lnDOD e lnOD, seus valores estão discriminados na Tabela 3. Para verificar a estrutura do mercado brasileiro, as hipóteses nulas “*estatística-H* = 0” e “*estatística-H* = 1” foram testadas com um teste de restrição de igualdades, utilizando a abordagem F e verificou-se que o mercado bancário brasileiro opera numa estrutura de concorrência monopolista, uma vez que foram rejeitadas as hipóteses nulas de monopólio e concorrência perfeita (ver Apêndice II).

**Tabela 3**  
**Junho de 1999 a Junho de 2004 – Estatística H**

Período	Estatística H	Nr. Bancos
12_1995	0.8174	117
06_1996	0.7897	122
12_1996	0.8068	113
06_1997	0.8813	101
12_1997	0.8750	101
06_1998	0.6579	102
12_1998	0.6737	101
06_1999	0.7201	112
12_1999	0.7475	108
06_2000	0.6510	104
12_2000	0.6761	96
06_2001	0.6595	96
12_2001	0.7203	93
06_2002	0.7554	88
12_2002	0.7646	88
06_2003	0.6290	86
12_2003	0.6254	80
06_2004	0.8142	78

A evolução da estatística-H não indica tendência de aumento ou redução na competitividade e será utilizada para mensurar a relação entre competição e risco no sistema brasileiro.

### 3. Risco e Competição.

Os sistemas financeiros são cruciais para a alocação de recursos, pois canalizam poupança das famílias para as firmas, distribuindo os investimentos entre as firmas e compartilhando os riscos com as famílias e as firmas.

Pode-se distinguir duas estruturas polares de alocação de recursos nos sistemas financeiros<sup>3</sup>, uma “baseada em mercados financeiros” que é representada por mercados de títulos, ações, contratos futuros e opções, e outra “baseada em intermediários” representada por instituições bancárias. Enquanto a primeira possui um maior grau de competição e resulta num mercado pouco concentrado, a segunda tem um sistema bancário menos competitivo e mais concentrado.

O contraste entre esses dois tipos de sistemas financeiros sugere que os intermediários e os mercados desenvolvem mais ou menos a mesma função através de diferentes caminhos e diferentes graus de sucesso. A comparação entre esses tipos de sistemas financeiros é complexa, vários tipos de sistemas financeiros são observados com graus de competição e intermediários financeiros diferentes, com cada um possuindo suas vantagens e desvantagens.

Allen & Gale (2000) mostraram que os estudos comparativos entre sistemas financeiros e falências de mercados são importantes, não existindo nenhuma premissa teórica sugerindo que os sistemas baseados em intermediários sejam inferiores aos sistemas baseados em mercados. Em outras palavras, não se pode afirmar *a priori* que os sistemas menos competitivos sejam piores que os sistemas mais competitivos.

Grochulski & Kareken (2004) criticaram o modelo utilizado por Allen & Gale (2000) onde o risco do portfolio dos bancos aumenta com um incremento da competição bancária, mensurada pela quantidade de bancos no mercado. Grochulski & Kareken criaram um modelo próprio e mostraram que a tomada de riscos pelos bancos é independente do número de bancos no sistema.

Allen & Gale (2004) levantaram a discussão sobre a relação entre competição e exposição ao risco, indicando que se a competição melhora a alocação de recursos na economia e, consequentemente, o crescimento econômico, por que é necessário um certo poder de mercado para se manter um sistema com um nível de risco aceitável?

Allen & Gale sinalizaram a existência de uma relação entre o nível de competição do mercado e a exposição ao risco. Assim, indicam que existe um conflito entre competição e risco, concluindo que a

<sup>3</sup> Ver Allen & Gale (2000).

concentração pode ser socialmente preferível à competição perfeita e que a inexistência de risco no sistema (estabilidade perfeita) pode não ser socialmente desejável.

Kahn (2004) questionou Allen & Gale (2004), se a competição encoraja a estabilidade financeira e se existe um *trade-off* entre competição e risco. Critica os autores por terem empregado diversas interpretações para competição e estabilidade, concluindo que não adotam uma posição clara se a competição e o risco são objetivos conflitantes e seus argumentos sinalizam, implicitamente, contra intervenções que busquem reduzir o grau de competição. Kahn finaliza dizendo que para impedir os reguladores de combaterem as crises reduzindo o nível de competição em tempos de normalidade, faz-se necessário assegurar total liberdade para eles adotarem os procedimentos necessários para enfrentar as crises quando elas ocorrerem.

Assim, percebe-se que o debate entre o grau de competição e o nível de exposição ao risco não é consensual na literatura. Nesse sentido, esta pesquisa busca fornecer uma evidência empírica para o caso brasileiro esclarecendo o comportamento em relação ao risco nos bancos comerciais brasileiros.

Para avaliar o nível de risco entre os bancos brasileiros utiliza-se o Índice de Adequação de Capital ou Índice de Basiléia<sup>4</sup>, medida de risco definida como a razão do Patrimônio de Referência (PR) sobre o Patrimônio Líquido Exigido (PLE). Esse índice define limites mínimos de capital e patrimônio líquido para as instituições financeiras, adequando o mercado financeiro brasileiro aos padrões de solvência e liquidez internacionais (Acordo de Basiléia):

$$\text{Índice Basiléia} = \frac{PR \times 100}{\left(\frac{PLE}{F}\right)} = \frac{PR}{PLE} \times F \geq 11\%$$

O Patrimônio de Referência (PR)<sup>5</sup> foi definido como o somatório do capital nível I e II, englobando o capital próprio e os instrumentos híbridos de captação de recursos.

O Patrimônio Líquido Exigido (PLE)<sup>6</sup> quantifica a exigência de capital para cobertura dos riscos de crédito, de crédito em swap, de câmbio/ouro e de taxas de juros. O PLE foi definido da seguinte forma:

$$PLE = F \cdot Apr + F' \sum_{i=1}^{n1} RCD_i + F' \cdot \max \left( \left( \sum_{i=1}^{n2} |Aprc_i| - 0,2 PLA \right); 0 \right) + \sum_{i=1}^{n3} EC_i$$

Onde:

**Risco de Crédito das Operações ativas – Resolução 2.099.**

$F$  = fator aplicável às operações ativas ponderadas pelo risco.

$Apr$  = total do produto de cada ativo ponderado pelos fatores de risco.

**Risco de Crédito de Derivativos (Swap) – Resolução 2.399.**

$$RCD_i = VN_i \sqrt{R^2 a_i + R^2 p_i - 2ra_i p_i \cdot Ra_i \cdot Rp_i}$$

$F'$  = fator aplicável ao risco de crédito em operações *swap*.

$n1$  = número de operações de *swap*.

$RCD_i$  = risco de crédito da  $i$ -ésima operação de *swap*.

$VN_i$  = valor de referência da operação.

$Ra_i$  = risco do referencial ativo da  $i$ -ésima operação.

$Rp_i$  = risco do referencial passivo da  $i$ -ésima operação.

$ra_i p_i$  = correlação dos referências ativo e passivo da  $i$ -ésima operação.

**Risco de Mercado de Taxa de Câmbio e Ouro – Resolução 2.606.**

$$Aprc = \sum_{i=1}^{n2} |Aprc_i|$$

$F'$  = fator aplicável às operações com ouro e variação cambial.

$n2$  = número de posições líquidas em cada moeda e em ouro.

$Aprc$  = operações com ouro e variação cambial, incluído mercados derivativos.

$Aprc_i$  = valores absolutos das posições líquidas em cada moeda e ouro.

**Risco de Mercado de Taxa de Juros (prefixadas) – Resolução 2.692.**

<sup>4</sup> Resolução nº. 2.099, de 17.09.1994.

<sup>5</sup> Resolução nº. 2837 de 30 de maio de 2001.

<sup>6</sup> Ver Relatório de Estabilidade Financeira do BACEN, de novembro de 2004

$$EC_{jurospré,t} = \max \left[ \left( \frac{Mt}{60} \sum_{i=1}^{60} VaR_{t-i}^{Padrão} \right); VaR_{t-1}^{Padrão} \right]$$

$$VaR_t^{Padrão} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n VaR_{i,t} \cdot VaR_{j,t} \cdot RO_{i,j}}$$

$$VaR_{i,t} = 2,33 \cdot \frac{P_i}{252} \cdot Sig_t \cdot VMTM_{i,t} \cdot \sqrt{D}$$

$$\left( \frac{\max Pi,Pj}{\min PiPj} \right)^k$$

$$RO_{i,j} = RO + (1 - RO)$$

Onde:

$EC_i$  = parcela do valor do PLE para cobertura de risco de mercado em determinada moeda.

$n3$  = número de parcelas do valor do PLE para cobertura em determinada moeda.

$Mt$  = multiplicador para o dia  $t$ , divulgado diariamente pelo BC, determinado como função decrescente da volatilidade, compreendido entre 1 e 3.

$VaR_t^{Padrão}$  = valor em risco em reais do conjunto de operações do dia  $t$ .

$VaR_{i,t}$  = valor em risco em reais associado ao vértice  $Pi$  no dia  $t$ .

$N$  = número de vértices.

$Pi$  = prazos de 21, 42, 63, 126, 252, 504 e 756 dias úteis (vértices).

$Sig_t$  = volatilidade padrão para o dia, divulgado diariamente pelo BC.

$VMTM_{i,t}$  = soma algébrica em reais dos valores dos fluxos de caixa marcados a mercado no dia  $t$  e alocados no vértice  $Pi$ .

$D = 10$  (prazo, em dias úteis, necessário para liquidar a posição).

$RO_{i,j}$  = correlação entre os vértices  $i$  e  $j$ .

$RO$  = parâmetro divulgado no último dia útil de cada mês ou a qualquer tempo pelo BC.

$K$  = fator de decaimento, divulgado no último dia de cada mês ou a qualquer tempo pelo BC.

Uma instituição passou a ser considerada desenquadrada em relação ao PLE quando o índice ficar abaixo de 11%. Em outras palavras, a instituição está desenquadrada quando seu patrimônio é insuficiente para cobrir os riscos nas operações ativas, passivas e registradas nas contas de compensação.

Esse índice avalia o nível de risco que cada banco brasileiro está exposto e as ponderações na exigência de capital para risco de crédito (Apr) estão diferenciadas pelo tipo de operação<sup>7</sup> (títulos federais = 0%, operações de crédito=100%, etc.), não considerando a qualidade dos tomadores de créditos e a possibilidade de gerenciamento do risco de crédito, que envolve o esforço de investigação (para diferenciar entre bons e maus pagadores), técnicas de mitigação do risco e outros mecanismos e políticas de gestão do risco de crédito<sup>8</sup>. Esses instrumentos de gestão do risco de crédito passarão a ser considerados no novo padrão regulatório conhecido como Basileia II<sup>9</sup>.

O Índice de Basileia permite, ainda, que alterações no patrimônio de referência dos bancos alterem o nível de exposição ao risco, sem alterar a exposição medida no PLE. Por exemplo, a utilização de fontes de captação estáveis e de longo prazo como patrimônio de referência aumenta o Índice de Basileia, lembrando que o aumento desse índice implica em redução do risco. Observe que esse movimento não, necessariamente, está relacionado com o nível de exposição em risco de crédito, de swap, de taxa de juros e cambial.

#### 4. Concentração

As medidas de concentração são úteis para indicar, de forma preliminar, os setores que possuem poder de mercado significativo. Entretanto, existem alguns problemas com as medidas de concentração: não fornece informação sobre a evolução temporal das parcelas de cada firma, não considera que a parcela de mercado de uma empresa pode ser decorrente de custos reduzidos ou produtos de qualidade superior,

<sup>7</sup> Ver Resolução nº. 2.099, de 17.09.1994.

<sup>8</sup> Ver Jorion (2001).

<sup>9</sup> Basle Committee on Banking Supervision (2004) e no Brasil está referenciado no Comunicado BACEN nº. 12.746, de 09.12.2004.

pressupõe delimitação de mercado ignorando a disciplina dos substitutos comercializados em outros mercados e não avalia totalmente a participação de uma firma em outra.

O interesse em conceituar e utilizar uma medida de concentração para representar o grau de competição no mercado bancário brasileiro deve-se aos debates ocorridos entre Allen & Gale (2000) com Grochulski & Kareken (2004) e de Allen & Gale (2004) com Kahn (2004), anteriormente citados.

O argumento clássico da Organização Industrial que define a base da tradicional modelagem do paradigma da Estrutura-Condução-Desempenho (*Structure-Conduct-Performance* SCP), prevê que a competição é menos vigorosa quando existem poucas firmas no mercado, assumindo que existe uma relação causal entre a concentração e o grau de poder de mercado. Em outras palavras, maior número de firmas causa precificação competitiva, minimizando o poder de mercado que cada firma exerce.

O Índice de Herfindahl-Hirschman<sup>10</sup> foi escolhido como medida do grau de concentração, pois sua interpretação teórica considera o equilíbrio de um oligopólio homogêneo em competição Cournot e mostra uma relação entre esse índice e o grau de lucratividade da indústria.

A estrutura para apuração da concentração nesse índice toma a seguinte forma:

$$HHI = \sum_{i=1}^n s_i^2$$

Onde  $s_i$  representa a parcela que cada firma detém sobre o total da indústria. Esse índice considera a parcela de mercado de todas as firmas do mercado e ressalta a importância das grandes firmas. Este artigo quantifica a parcela de cada firma para os ativos totais.

O Índice de Herfindahl-Hirschman quantifica o tamanho relativo e a distribuição das firmas do mercado num intervalo que vai de  $1/n$  até 1. Quando o índice se aproxima de  $1/n$  é uma indicação de que a estrutura de mercado consiste de um grande número de firmas de tamanho relativamente igual, ou seja, o mercado analisado está num ambiente de concorrência perfeita. Quando o índice se aproxima de 1, representa um monopólio.

A Tabela 4 quantificou o índice de concentração considerando os bancos constantes no Apêndice I e pode-se verificar que o sistema brasileiro apresenta uma concentração não muito preocupante comparada com outros países<sup>11</sup>. Entretanto, para o Índice de Herfindahl-Hirschman caracterizar competição perfeita, deve se aproximar de  $1/n$ , que no período corresponde a valores que variam entre 0,0058 e 0,0072.

**Tabela 4: Junho de 1999 a Junho de 2004 – Índice Herfindahl-Hirschman**

Período	HHI	Nr. de Bancos
06_1999	0.0819	173
12_1999	0.0770	168
06_2000	0.0764	166
12_2000	0.0735	162
06_2001	0.0632	158
12_2001	0.0671	153
06_2002	0.0675	147
12_2002	0.0716	145
06_2003	0.0760	139
12_2003	0.0799	146
06_2004	0.0727	147

O índice de Herfindahl-Hirschman para ativos não apresentou alteração significativa, apresentando relativa estabilidade.

<sup>10</sup> Hirschman (1945) e Herfindahl (1950) mediram a concentração industrial norte-americana.

<sup>11</sup> Ver Bikker & Haaf (2002) para vários países.



Nakane (2003) ressaltou que a partir de 2002, com a saída de bancos estrangeiros, os índices de concentração aumentam, mas não se mostram atípicos. Além disso, indicou que a queda do índice para crédito a partir de 2001 está vinculada, quase totalmente, a transferência de parte da carteira de crédito da Caixa Econômica Federal para a Empresa Gestora de Ativos (Emgea), no âmbito do Programa de Fortalecimento das Instituições Financeiras Federais (PROEF).

Esse índice, mensurado para ativo, será utilizado como medida do grau de concentração no sistema bancário brasileiro.

## 5. O Modelo

Para investigar os efeitos da competição na tomada do risco vale ressaltar Bolt & Tieman (2004), onde se modela, explicitamente, como os bancos competem por empréstimos. A seguir descreve-se rapidamente tal modelo.

O modelo considera a competição de Bertrand entre dois bancos ( $i = 1, 2$ ) que operam por  $T$  períodos ( $t = 1, \dots, T$ ), com produto diferenciado. Os gerentes dos bancos são neutros ao risco e são os acionistas do banco. Os gerentes escolhem sua política ótima de empréstimos estipulando o critério de aceitação de empréstimos, que determina o grau de risco do portfolio de empréstimos do banco,  $\alpha_i$  ( $\alpha_i \geq 0$ ,  $i = 1, 2$ ), cujos altos valores afetam negativamente a qualidade do portfolio de empréstimos ( $L_i$ ) induzindo uma elevada taxa de falência. O parâmetro  $\alpha_i$  indica o grau de risco e o banco  $i$  enfrenta a seguinte curva de demanda linear:

Os empréstimos dos dois bancos são substitutos imperfeitos, o parâmetro  $l_2$  representa o grau de substituição entre os empréstimos dos dois bancos e a elevação desse parâmetro aumenta a competição.

As perdas potenciais nos empréstimos são imperfeitamente diversificadas e tem a mesma taxa de retorno nos empréstimos, a probabilidade de não pagamento (integral ou parcial) do empréstimo varia com  $\alpha_i$ , a taxa de empréstimo é exógena e fixa e os empréstimos são precificados pela exposição ao risco.

O parâmetro  $\alpha_i$  possui dois efeitos: (a) o aumento de  $\alpha_i$  afeta a qualidade do empréstimo negativamente, reduzindo o retorno esperado do portfolio  $R^e(\alpha_i, \alpha_j) = E[\tilde{R}_i(\alpha_i, \alpha_j)]$  e aumentando sua

variância  $\frac{dR^e(\alpha_i, \alpha_j)}{d\alpha_i} < 0$   $\frac{d \text{var}(\tilde{R}_i(\alpha_i, \alpha_j))}{d\alpha_i} > 0$ ; (b) o segundo efeito mostra que os bancos enfrentam um

problema de “winner’s curse”, onde a investigação não é perfeita e os bancos não conhecem a trajetória das rejeições anteriores de empréstimos, logo um cliente com alto risco que é aceito por um banco com baixo critério de investigação tem alta probabilidade de ter sido rejeitado por todos os outros bancos. Assim, bancos que possuem um baixo poder de investigação detêm uma grande parte dos clientes com alto risco e a presença desses bancos melhora o risco no portfolio dos outros bancos, ou seja:

$$\frac{dR^e(\alpha_i, \alpha_j)}{d\alpha_i} > 0 \quad \frac{d \text{var}(\tilde{R}_i(\alpha_i, \alpha_j))}{d\alpha_i} < 0.$$

Existe uma razão de solvência mínima que é uma razão do patrimônio líquido sobre empréstimos, definida por  $k$ , com  $0 < k < 1$ . O banco aumentará seu patrimônio líquido mais do que o necessário para aderir as exigências regulatórias, lembrando que o patrimônio líquido é mais caro do que os depósitos. Assim temos que  $E_i = k L_i$ ,  $i=1, 2$ .

A principal conclusão do modelo de Bolt & Tieman (2004) é que o aumento da competição implica numa maior tomada de risco pelos bancos. O mecanismo é que a maior competição, *ceteris paribus*, implica em menor lucro por período, que reduz o custo de falência do banco e torna os bancos comerciais mais propensos a tomar risco, aumentando a oferta por empréstimos.

Um incremento na competição da indústria bancária leva o regulador a elevar a exigência de capital mínima, fixa ou ponderada pelo risco. Esse movimento visa reduzir a probabilidade dos bancos comerciais irem a falência.

## 6. O Caso Brasileiro.

O impacto sofrido pelas instituições financeiras levou a adoção de mecanismos para fortalecer o sistema brasileiro. Um desses mecanismos foi estabelecer uma exigência mínima de capital para o sistema financeiro brasileiro, chamada de Índice de Basiléia. Outro mecanismo foi liberalizar o mercado brasileiro aos bancos estrangeiros.

McKinnon e Shaw (1973)<sup>12</sup> mostraram o excesso de demanda por crédito nas economias menos industrializadas e propuseram algumas medidas para desregulamentar os mercados financeiros. Uma delas foi eliminar as restrições à entrada, pois um grande número de entrantes estrangeiros elevaria a eficiência dos bancos domésticos, disciplinando o mercado e introduzindo capital e *know how* no sistema bancário. O objetivo dessa medida é obter melhores produtos e serviços financeiros, com maior oferta de crédito a menores custos e maior investimento.

Demirgüç-Kunt e Detragiache (1998) reforçaram que a necessidade de liberalização financeira deve ocorrer de forma cautelosa se as instituições que garantem a lei, o cumprimento dos contratos e a regulação não são muito desenvolvidas, mesmo num ambiente de estabilização macroeconômica. Isso decorre do fato de que a liberalização pode aumentar a fragilidade financeira acima do que seja socialmente desejável, caso a regulação prudencial não seja efetiva no controle dos bancos.

O reflexo da liberalização do mercado brasileiro aos bancos estrangeiros fez o número de bancos com controle estrangeiro (PCE) passar de 38 (em 1995) para 70 (em 2001), reduzindo em seguida para 62 (em 2003), conforme Tabela 5. Esse fato, isoladamente, poderia sinalizar um incremento da competição e uma maior fragilidade do sistema bancário.

**Tabela 5**  
**Evolução Temporal do Tipo de Controle e Número de Bancos**

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
<b>PN</b>	144	130	119	105	96	93	82	75	78
<b>PF</b>	5	5	5	5	7	10	9	9	8
<b>PE</b>	27	27	22	18	12	7	7	7	6
<b>PCE</b>	38	40	45	58	67	69	70	65	62
<b>PPE</b>	28	29	26	17	12	13	14	11	10
<b>TOTAL</b>	<b>242</b>	<b>231</b>	<b>217</b>	<b>203</b>	<b>194</b>	<b>192</b>	<b>182</b>	<b>167</b>	<b>164</b>

Fonte: Banco Central do Brasil – COSIF, distinção entre PF e PE foi feita pelo autor.

Onde: PN = privado nacional, PF = público federal, PE = público estadual, PCE = privado controle estrangeiro (inclui filiais), PPE = privado participação estrangeira.

Os bancos públicos federais (PF) passaram de cinco (em 1995) para oito (em 2003), em virtude de alguns bancos estaduais serem federalizados provisoriamente até sua privatização.

Como a liberalização indica um possível incremento do grau de competição, é importante avaliar esse efeito. Para tanto, citam-se os trabalhos de Nakane (2001), Petterini & Jorge-Neto (2003) e Belaisch (2003).

Em 2001, Nakane fez uma avaliação não estrutural no período de agosto/1994 a agosto/2000 e implementou um teste empírico de poder de mercado para a indústria bancária brasileira baseado na metodologia de Bresnahan (1982) e Lau (1982). Seus resultados mostraram que a indústria bancária brasileira é altamente competitiva, mas o autor rejeitou a hipótese de competição perfeita.

Em 2003, Petterini & Jorge-Neto avaliaram os resultados da abertura aos bancos estrangeiros no período de junho/1994 a dezembro/2000 e investigaram o grau de competição existente entre os bancos privados brasileiros utilizando o modelo de Jaumandreu & Lorences (2002), seus resultados mostraram que os bancos não atuam em conluio e que a estrutura de mercado mais apropriada para operações de crédito é a concorrência monopolista.

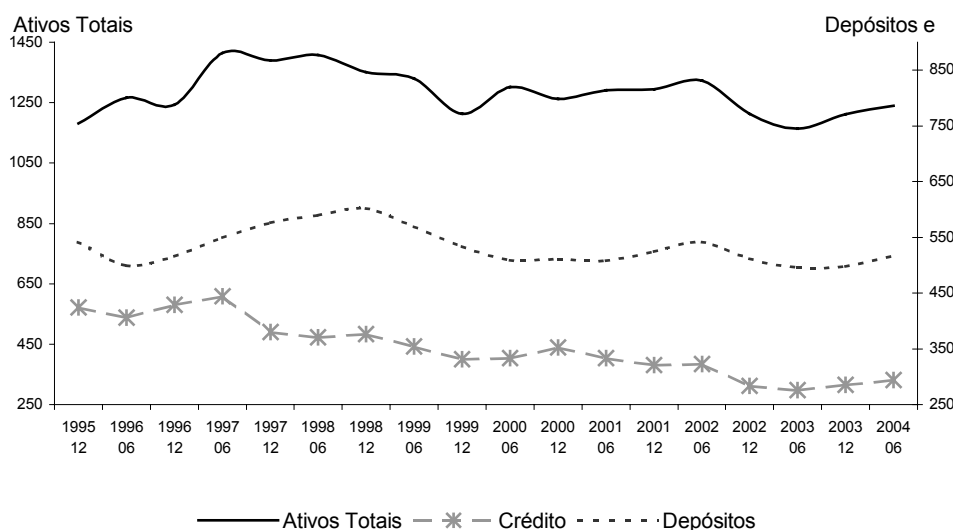
Também em 2003, Belaisch utilizou indicadores de lucratividade e eficiência para comparar o sistema brasileiro com o sistema americano, japonês e da área do Euro, além de utilizar o modelo de Panzar & Rosse

<sup>12</sup> Ver Fry, Maxwell, 1995, Money, Interest, and Banking in Economic Development, 2<sup>nd</sup> Edition, Baltimore MD : Jonhs Hopkins University Press, pg 20.

para avaliar a competitividade dos bancos brasileiros. A autora concluiu que os bancos no Brasil são lucrativos, mas menos eficientes que os americanos, japoneses e da área do Euro. Concluiu, também, que o risco de crédito tem sido alto e que o sistema não é totalmente competitivo, com os bancos brasileiros comportando-se de forma oligopolista.

Apesar da evidência do sistema brasileiro possuir certo grau de competição no período posterior a abertura, a evolução das operações de crédito (Figura 1) mostra uma redução. Fato que não encontra relação com o aumento nos depósitos. Esse movimento de redução em operações de crédito aconteceu concomitante a redução da concentração considerando Herfindahl-Hirschman e pode ser explicada, a partir de junho de 2001, pela queda no volume de créditos direcionados decorrentes da cessão de parte da carteira de crédito imobiliário da Caixa Econômica Federal (CEF) para a Emgea, essa parcela representou R\$ 26,6 bilhões<sup>13</sup>.

**Figura 1**  
**Evolução dos Ativos, Depósitos e Crédito<sup>1</sup> – 1995/12 a 2004/06.**



<sup>1</sup> Em milhões de Reais de junho de 2004 (deflator: IGP-DI)

Fonte: Elaboração própria com os dados da amostra obtida junto ao Banco Central do Brasil.

As operações de crédito por tipo de controle (Tabela 6) indicam que os bancos públicos estaduais reduziram sua participação de forma expressiva, passando de 22% (em 1995) para 5% (em 2003). Enquanto, que os bancos com controle estrangeiro tiveram um elevado aumento (de 6% para 24%). Esse movimento, possivelmente, reflete as trocas de controle (privatizações) de bancos estaduais ocorridas no período.

**Tabela 6**  
**Evolução das Operações de Crédito por tipo de Controle**

OPERÇÕES CRÉDITO	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
PF	40%	36%	43%	46%	41%	35%	23%	25%	28%
PE	22%	22%	9%	7%	7%	4%	2%	3%	5%
PN	32%	33%	35%	31%	32%	35%	42%	40%	41%
PCE	6%	9%	12%	15%	20%	25%	32%	30%	24%
Cooperativas Crédito	0%	1%	1%	1%	1%	1%	2%	2%	2%
<b>Total</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>

Fonte: Banco Central do Brasil – COSIF - transação PCOS200 (doc. 4016)

Obs: discriminação entre PF e PE feita pelo autor.

O movimento dos bancos federais indicou uma redução de 40% (em 1995) para 28% (em 2003), que é muito significativa e chegou a representar quase metade (23% em 2001) da participação em 1995, reflexos das medidas no âmbito do Proef (Programa de Fortalecimento das Instituições Financeiras Federais).

<sup>13</sup> Ver Relatório de Inflação, setembro, 2001, 2 – Políticas Creditícias, Monetária e Fiscal e Medida Provisória 2.196-3, 24/08/2001.

Essa redução em operações de crédito dos bancos federais poderia ter implicado uma redução da participação desses bancos no sistema, mas a Emgea recebeu como contrapartida da CEF os passivos com o FGTS, Fundo de Apoio à Produção de Habitações para população de baixa renda (Fahbre) e Fundo de Desenvolvimento Social (FDS) que levou os bancos públicos federais a manterem sua participação em, aproximadamente, 32% em todo o período, ver Tabela 7.

**Tabela 7**  
**Evolução dos Ativos por tipo de Controle**

<b>ATIVOS</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>	<b>1998</b>	<b>1999</b>	<b>2000</b>	<b>2001</b>	<b>2002</b>	<b>2003</b>
PF	32%	30%	32%	36%	34%	32%	29%	30%	33%
PE	20%	20%	18%	10%	9%	4%	3%	4%	4%
PN	39%	39%	37%	35%	33%	35%	37%	37%	41%
PCE	8%	10%	13%	18%	23%	27%	30%	27%	21%
Cooperativas Crédito	0%	0%	0%	1%	1%	1%	1%	1%	1%
<b>Total</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>

Fonte: Banco Central do Brasil – COSIF - transação PCOS200 (doc. 4016)

Obs: discriminação entre PF e PE feita pelo autor.

O aprimoramento da regulação prudencial sobre as instituições financeiras brasileiras resultou em algumas ações como a elevação do índice mínimo de adequação de capital de 8% para 11%, o aumento do percentual de ponderação do risco sobre os créditos tributários de 20% para 300% e a definição pela Resolução 2.682/99 de novos critérios de classificação do risco de crédito e de novos níveis de provisão.

**Tabela 9**  
**Evolução do Índice de Basiléia por Tipo de Controle/**

	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>	<b>1998</b>	<b>1999</b>	<b>2000</b>	<b>2001</b>	<b>2002</b>	<b>2003</b>
PF	9%	11%	21%	11%	10%	8%	13%	14%	17%
PE	12%	14%	38%	25%	23%	24%	20%	20%	25%
PN	42%	30%	19%	22%	19%	16%	20%	18%	20%
PCE	17%	20%	21%	22%	18%	17%	15%	17%	19%
PPE	19%	19%	25%	18%	18%	17%	15%	16%	20%
Mínimo	8%	8%	11%	11%	11%	11%	11%	11%	11%

Fonte: elaborado pelo autor com dos obtidos junto ao Banco Central do Brasil – DEFIN/DINFO.

Obs: O índice está ponderado pelo ativo de cada banco

O elevado nível de exposição ao risco dos bancos federais pode ser observado na Tabela 9 e mostra que alguns ajustes tornaram-se necessários para o enquadramento desses bancos no Índice de Basiléia. Nesse sentido, o Programa de Fortalecimento das Instituições Financeiras Federais<sup>14</sup> estabeleceu medidas destinadas ao enquadramento dos bancos federais com elevada exposição ao risco. O plano de adequação patrimonial incluiu, dentre outras medidas: (1) venda de créditos imobiliários para a Emgea; (2) reclassificação de créditos com provisionamentos de recursos; (3) transferência do risco para a União nas operações de crédito com o FGTS, o Fundo Constitucional de Financiamentos do Nordeste (FNE), o Fundo Constitucional do Norte (FNO), o Fundo Constitucional do Centro-oeste e as operações rurais securitizadas; (4) troca por títulos públicos federais de créditos da Lei 8.727/93 (refinanciamento da dívida dos estados), do CVS, do Programa Especial de Saneamento de Ativos (PESA) e dos títulos da dívida externa brasileira (*brady bonds*); (5) classificação como Patrimônio de Referência Nível II, dos recursos do FNE, FNO e FCO.

Assim, a liberalização financeira brasileira ocorreu de forma cautelosa, pois após a facilidade para a entrada de bancos estrangeiros, a autoridade monetária aumentou o colchão de proteção (exigência mínima) e promoveu a adequação dos bancos federais, seguindo a posição de Demirgüç-Kunt & Detragiache e Bolt & Tieman.

<sup>14</sup> Medida Provisória no. 2.196-3, de 24 de agosto de 2001 estabeleceu o Programa de Fortalecimento das Instituições Financeiras Federais (Proef) e autorizou a criação da Empresa Gestora de Ativos (EMGEA).

## A Relação entre Risco e Competição entre os bancos brasileiros.

Para avaliar a relação entre risco e competição utilizou-se de uma amostra com os sessenta bancos que permaneceram na amostra em todo período (Apêndice I). As demais variáveis que não foram definidas na estimação da estatística H são:

- BASIL = razão entre o patrimônio líquido exigido e o patrimônio de referência, é apurado pelo Índice de Basiléia divulgado pelo Banco Central do Brasil. Quanto maior for a variável BASIL, menor é o risco dos bancos.
- CAP = razão entre o patrimônio líquido sobre o total geral do ativo deduzido das contas de compensação, indica a estrutura de capital do banco.
- CNT = variável *dummy* que demonstra o tipo de propriedade do banco (PF = público federal, PE = público estadual, PN = privado nacional, PCE = privado com controle estrangeiro, PPE = privado com participação estrangeira).
- DIVPIB = razão entre a dívida interna e o produto interno bruto, divulgado no Ipeadata.
- RCRED = razão entre as operações de crédito acrescido de arrendamento mercantil sobre o total dos ativos deduzidos das contas de compensação, quantifica a disposição do banco em assumir risco de crédito.
- REGPF = variável *dummy* multiplicativa que demonstra efeito do desenquadramento dos bancos públicos federais, assume 1 se o banco está desenquadrado e se for banco público federal.
- RT = razão da receita total, que corresponde à soma da receita operacional e da receita não operacional, sobre o total geral do ativo deduzido o valor das contas de compensação, quantifica a receita unitária.

Em consequência das conclusões de Bolt & Tieman (2004) verificou-se a possibilidade do resíduo da estimação do risco (BASIL) ser correlacionado com a oferta de crédito RCRED. O Apêndice III considerou como variável instrumental o RCRED do período anterior e apresenta o teste de endogeneidade de Hausman (1978), que confirmou se tratar de uma variável endógena.

Dessa forma, optou-se por utilizar o método de dois estágios para estimar as variáveis risco e oferta de crédito. O modelo (1) é representado por um sistema com duas equações e duas variáveis endógenas que são o Índice de Basiléia e a oferta de crédito.

$$\begin{cases} RCRED_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 AGN_{i,t} + \alpha_2 CAP_{i,t} + \alpha_3 H_t + \alpha_4 DIVPIB_{i,t} + \alpha_5 REGPF_{i,t} + \alpha_6 CNT_{i,t} + u_{i,t} \\ BASIL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 AGN_{i,t} + \beta_2 H_t + \beta_3 RCRED_{i,t} + \beta_4 REGPF_{i,t} + \beta_5 CNT_{i,t} + v_{i,t} \end{cases} \quad (1)$$

Para resolver o sistema (1) estima-se, primeiramente, a oferta de crédito RCRED em função da diversificação geográfica AGN, da capitalização dos bancos CAP, da razão entre dívida interna do setor público sobre o produto interno bruto DIVPIB, os bancos federais desenquadrados REGPF e a variável central de Bolt & Tieman que é a competição H. O segundo consiste em estimar o nível de risco BASIL, que considera os valores estimados da oferta de crédito RCRED, a diversificação geográfica AGN, o banco federal desenquadrado e a competição H.

Na estimação da oferta de crédito RCRED espera-se que a competição H, a diversificação geográfica AGN, a capitalização do banco CAP e os bancos federais desenquadrados REGPF devem ter efeito positivo sobre a oferta de crédito, pois se espera que a maior competição aumente a oferta de crédito seguindo Bolt & Tieman, a maior quantidade de agências implique em maior oferta de crédito, o maior grau de capitalização aumenta a oferta de crédito devido ao viés dos acionistas em favor lucro e o banco federal desenquadrado deve ter efeito positivo pela sua exposição ao risco até 2001, respectivamente. Entretanto, a dívida interna do setor público deve ter um efeito negativo, pois se espera que o aumento da dívida canalize recursos que seriam direcionados para operações de crédito.

Na estimação do índice de Basiléia ou risco BASIL espera-se que a competição H, a oferta de crédito RCRED, a dispersão geográfica AGN e o banco federal desenquadrado REGPF tenham efeito negativo sobre o Índice de Basiléia, implicando que existe uma relação positiva com o risco, pois quanto maior o Índice de

Basiléia menor é o nível de risco dos bancos. Em outras palavras, espera-se que a maior competição reduza o Índice de Basiléia (aumente o risco) seguindo Bolt & Tideman (2004), a oferta de crédito mensurada pela variável RCRED deve implicar num menor Índice de Basiléia, também, seguindo Bolt & Tideman (2004), o maior tamanho do banco ou sua maior dispersão deve implicar numa maior exposição ao risco (menor BASIL) e o banco federal desengavado deve ter um elevado nível de risco (baixo BASIL).

As duas estimações consideraram, ainda, variáveis qualitativas que controlam pelo tipo de propriedade dos bancos da amostra, representada pela variável explicativa CNT, que corresponde a PF (público federal), PE (público estadual), PN (privado nacional) e PCE (privado com controle estrangeiro), ficando de fora a variável PPE (privado com participação estrangeira).

Para verificar se o modelo estimado corresponde a efeito comum, fixo ou aleatório, efetuou-se os testes de termos comuns e de Hausman (1978), cujos resultados estão no Apêndice III e concluem pela utilização do modelo de efeitos fixos. Dada a possibilidade de estar-se incorrendo em problemas de heterocedasticidade e autocorrelação, no Apêndice III aparecem os testes de heterocedasticidade dentro (within) e entre (between) de Bickel que é uma versão do teste de Breusch-Pagan e de autocorrelação para efeitos fixos de Baltagi (2001), que indicam a presença de heterocedasticidade e autocorrelação.

Com o objetivo de responder algumas perguntas sobre o relacionamento entre risco, capital e competição, testaremos as seguintes hipóteses: (a) maior competitividade (estatística-H) implica em maior nível de risco, menor BASIL, (b) maior concentração implica em menor nível de risco, maior BASIL, (c) maior competitividade (estatística-H) implica em maior oferta de crédito, RCRED, (d) maior concentração implica em menor oferta de crédito, RCRED e (e) maior oferta de crédito, RCRED, implica em maior risco, menor BASIL.

O resultado da estimação pelo método de dois estágios, com modelo de efeitos fixos e GLS corrigindo a heterocedasticidade está descrito na Tabela 10.

**Tabela 10**  
**Risco e Competitividade (*Estatística-H*) – Dois Estágios.**

Variável Dependente: RCRED				Variável Dependente: BASIL			
Método de Estimação: GLS				Método de Estimação: GLS			
Amostra: 1999:1 2004:1				Amostra: 1999:1 2004:1			
Observações: 660				Observações: 660			
Variável	Coefficiente	Estatística-t	Prob.	Variável	Coefficiente	Estatística-t	Prob.
AGN	0.7165	1.2022	0.2298	AGN	2.9389	4.1195	0.0000
CAP	-0.2112	-3.3224	0.0009	H	-0.1663	-1.8868	0.0597
H	0.0482	0.6729	0.5013	RCRED	-2.0646	-4.0250	0.0001
DIVPIB	0.0599	0.3685	0.7126	REGPF	0.3884	3.3778	0.0008
REGPF	0.2237	5.6766	0.0000	PF	0.0364	0.4972	0.6192
PF	-0.1202	-2.6654	0.0079	PE	0.0034	0.0313	0.9751
PE	0.0091	0.1659	0.8683	PN	0.1895	3.8313	0.0001
PN	0.0965	2.2791	0.0230	PCE	0.0564	1.9074	0.0570
PCE	-0.0328	-0.7685	0.4425				
R-quadrado	0.9560			R-quadrado	0.8581		
R-quadrado Ajustado	0.9509			R-quadrado Ajustado	0.8420		

Os resultados chegam as mesmas conclusões de Bolt & Tieman na relação entre competição e oferta de crédito, bem como, competição e risco, mas não mostram significância na relação entre o grau de competição (H) e a oferta de crédito (RCRED). Esse resultado pode estar relacionado com as medidas adotadas no âmbito do Proef.

Outro resultado mostra que o maior grau de competição (H) implica em um maior nível de risco (menor BASIL) e a maior oferta de crédito (RCRED) leva a um maior nível de risco (menor BASIL). Outros pontos mostram que o tamanho do banco é relevante e indicam que quanto maior o banco (AGN) maior é a oferta de crédito (RCRED), respaldando os resultados esperados.

Na análise do crédito, a capitalização do banco mostrou um efeito inverso ao esperado, uma vez que quanto mais capitalizado o banco, medido pela razão entre patrimônio líquido e passivo (CAP), menor é a

oferta de crédito (RCRED). Os aspectos macroeconômicos (DIVPIB), também, tiveram efeito inverso ao esperado, mas não foram significantes. O banco federal desenquadrado (REGPF) mostrou um impacto diferenciado e positivamente relacionado com a oferta de crédito, conforme esperado.

Na análise do risco, observa-se que quanto maior o banco (AGN) menor é o nível de risco (maior BASIL), sinalizando que os grandes bancos brasileiros têm um comportamento de aversão ao risco. O banco federal desenquadrado (REGPF) é significativo na explicação no nível de risco.

Em virtude do debate existente sobre os trabalhos de Allen & Gale (2004) sobre a relação entre concentração e o nível de risco, considerou-se a concentração mensurada pelo índice de Herfindahl-Hirschman para operações de créditos. Assim como no caso da relação entre competição e risco, testou-se endogeneidade, heterocedasticidade e autocorrelação (ver Apêndice III).

O sistema (2) avalia a relação entre concentração e risco estimando um sistema com duas equações e duas variáveis endógenas que são o risco (Índice de Basiléia) e a oferta de crédito RCRED.

$$\begin{cases} RCRED_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 AGN_{i,t} + \alpha_2 CAP_{i,t} + \alpha_4 HHI_t + \alpha_5 DIVPIB_{i,t} + \alpha_6 REGPF_{i,t} + \alpha_7 CNT_{i,t} + u_{i,t} \\ BASIL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 AGN_{i,t} + \beta_2 HHI_t + \beta_3 RCRED_{i,t} + \beta_4 REGPF_{i,t} + \beta_5 CNT_{i,t} + v_{i,t} \end{cases} \quad (2)$$

Para resolver o sistema (1) estima-se, primeiramente, a oferta de crédito RCRED em função da diversificação geográfica AGN, da capitalização dos bancos CAP, da razão entre dívida interna do setor público sobre o produto interno bruto DIVPIB, os bancos federais desenquadrados REGPF e a variável de Allen & Gale (2000) que é a concentração HHI. O segundo consiste em estimar o nível de risco BASIL, que considera os valores estimados da oferta de crédito RCRED, a diversificação geográfica AGN, o banco federal desenquadrado e a concentração HHI.

Na estimação da oferta de crédito RCRED espera-se que a concentração HHI tenha efeito negativo, implicando que a maior concentração do mercado leve a uma menor oferta de crédito. Na estimação do Índice de Basiléia deve-se existir um relacionamento positivo entre concentração e Índice de Basiléia, ou seja, a maior concentração de mercado implica em um maior Índice de Basiléia, significando uma menor exposição aos riscos financeiros.

As demais variáveis na estimação da oferta de crédito e do Índice de Basiléia devem ter os mesmos efeitos esperados citados anteriormente.

O resultado da estimação pelo método de dois estágios, com modelo de efeitos fixos e GLS corrigindo a heterocedasticidade está descrito na Tabela 11.

**Tabela 11**  
**Risco e Concentração (HHI) – Dois Estágios.**

Variável Dependente: RCRED				Variável Dependente: BASIL			
Método de Estimação: GLS				Método de Estimação: GLS			
Amostra: 1999:1 2004:1				Amostra: 1999:1 2004:1			
Observações: 660				Observações: 660			
Variável	Coefficiente	Estatística-t	Prob.	Variável	Coefficiente	Estatística-t	Prob.
AGN	0.8080	1.4008	0.1618	AGN	0.4419	1.5732	0.1162
CAP	-0.1961	-3.1509	0.0017	HHI	1.4227	1.8939	0.0587
HHI	-2.5475	-3.7412	0.0002	RCRED	1.9888	2.5591	0.0107
DIVPIB	-0.0638	-0.3790	0.7048	REGPF	-0.0800	-8.5338	0.0000
REGPF	0.2297	5.8232	0.0000	PF	0.2936	5.5659	0.0000
PF	-0.1183	-2.5598	0.0107	PE	-0.0368	-0.3105	0.7563
PE	0.0252	0.4461	0.6557	PN	0.0495	1.3507	0.1773
PN	0.0945	2.1606	0.0311	PCE	0.1127	3.7642	0.0002
PCE	-0.0363	-0.7934	0.4278				
R-quadrado	0.9544			R-quadrado	0.8968		
R-quadrado Ajustado	0.9491			R-quadrado Ajustado	0.8851		

Assim, confirma-se a conclusão de Allen & Gale (2000), mostrando que quanto maior a concentração (HHI) menor é nível de risco (maior BASIL), ou seja, menor competição implica em menor risco.

Da mesma forma, considerando a concentração como proxy do grau de competição, confirma-se a conclusão de Bolt & Tieman mostrando que quanto maior a concentração (HHI), menor será a oferta de crédito (RCRED) e menor é o nível de risco (maior BASIL).

O tamanho do banco é relevante e indica que bancos maiores (AGN) ofertam mais operações de crédito, e quanto mais capitalizado (CAP) menor é a oferta de crédito. Os aspectos macroeconômicos (DIVPIB) não foram significantes para explicar a oferta de crédito, e o banco federal desenquadrado (REGPF) mostrou um impacto diferenciado e positivamente relacionado com a oferta de crédito.

No acompanhamento do nível de risco, observa-se que quanto maior o banco (AGN) menor é o nível de risco (maior BASIL), sinalizando que os grandes bancos brasileiros têm um comportamento de aversão ao risco. O banco federal desenquadrado (REGPF) é significativo na explicação no nível de risco.

## 7. CONCLUSÃO

Este artigo conclui que o maior grau de competição implica em maior nível de risco, independente de se considerar uma medida de comportamento competitivo ou de concentração.

Os mecanismos utilizados pelas autoridades brasileiras para estabilizar o sistema financeiro, como a adoção do Índice de Basiléia e a facilidade à entrada de bancos estrangeiros, afetaram a conclusão do modelo de Bolt & Tieman quando aplicado no mercado bancário no Brasil. O maior grau de competição implica em maior nível de riscos, mas as medidas adotadas no âmbito do Proef, em particular a transferência da carteira de crédito da CEF para a Engea, afetaram a significância da relação entre competição e oferta de crédito.

A estrutura que caracteriza o grau de competição no sistema bancário brasileiro é a concorrência monopolista, uma vez que as hipóteses de concorrência perfeita e monopólio foram rejeitadas nos testes de hipóteses.

Em virtude da discussão envolvendo Allen & Gale, Grochulski & Kareken e Kahn, avaliou-se os efeitos da concentração sobre o risco e concluiu-se que a maior concentração leva a um menor nível de risco (maior é o índice de Basiléia), ou seja, menor competição implica em menor risco. As conclusões teóricas de Bolt & Tieman também foram observadas utilizando a medida de concentração e verificou-se que a maior concentração (menor competição) implica em menor oferta de crédito e, também, em menor nível de risco (maior índice de Basiléia).

Outros resultados sinalizam que quanto maior for o Banco maior será oferta de crédito e quanto mais capitalizado em relação aos ativos for o banco menor é a oferta de crédito. O banco federal desenquadrado (REGPF) mostrou um impacto diferenciado e positivamente relacionado com a oferta de crédito.

Para finalizar, destaca-se a importância de pesquisar a eficiência dos bancos no gerenciamento de risco, principalmente no risco de crédito, para avaliar os efeitos do novo Acordo de Basiléia a ser implantado no Brasil, chamado de Basiléia II. Nesse acordo, as instituições de maior porte, com atuação internacional e participação significativa sistema financeiro brasileiro poderão utilizar uma abordagem avançada com base em sistema próprio de classificação de risco (*Internal Risk Based Approaches – IRB*), substituindo a abordagem padrão simplificada. Caso os grandes bancos, incluindo os bancos federais, sejam eficientes no gerenciamento do risco de crédito, será possível uma redução no capital regulatório sem uma contrapartida na exposição ao risco, o que pode levar a um aumento do grau de competição entre os bancos, reduzindo os custos das operações de empréstimos e sem elevação da exposição do sistema bancário brasileiro.

## REFERÊNCIAS.

- Allen, F. & Gale, D. (2000). Comparing Financial Systems, *The MIT Press*, Cambridge, MA.
- Allen, F. & Gale, D. (2004). Competition and Financial Stability, *Journal Banking, Credit and Money* (36), pp. 453-480.
- Baltagi, B. H. (2001). “Econometric Analysis of Panel Data”, John Wiley & Sons, LTD, New York, pp. 93-95.



- Bandt, O. & Davis, E. (2000). Competition, contestability and market structure in European banking sectors on the eve of MEU, *Journal of Banking & Finance* 24, 1045-1066.
- Belaisch, A. (2003). Do Brazilian Banks Compete?, *IMF Working Paper* WP/03/113.
- Bikker, J. & Groeneveld, J. M. (2000). Competition and Concentration in the EU Banking Industry, *Kredit und Kapital* 33, pp. 62-98.
- Bikker, J. & K. Haaf. (2001). "Measures of Competition and concentration: A review of the literature". De Nederlandsche Bank, Amsterdam, NL.
- Bikker, J. & Haaf, K. (2002). Competition, concentration and their relationship: An empirical analysis of the banking industry. *Journal of Banking & Finance* 26, 2191-2214.
- Bresnahan, T. F. (1982). The oligopoly solution is identified, *Economics Letters*, 10, pp. 87-92.
- Bolt, W. & Tieman, A. F. (2004). Banking Competition, Risk and Regulation, *IMF Working Paper* WP/04/11.
- Grochulski, B. & Kareken, J. (2004). Allen and Gale on risk-taking and competition in banking, *Financial Research Letters*, volume 1, Issue 4, December 2004, pages 236-240.
- Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics, *Econometrica*, number 6, November, 1978.
- Herfindahl, O. C. (1950). Concentration in the Steel Industry, *Columbia University*, dissertação de Ph.D não publicada.
- Jaumandreu, J. & Lorences, J. (2002). Modelling price competition across many markets (An application to the Spanish loans market), *European Economic Review* 46, p. 93-115.
- Jorion, P. (2001). Value at Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk, McGraw-Hill Companies, Inc..
- Lau, L. J. (1982). On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data, *Economic Letters* 10, p. 93-99.
- Kahn, C. M. (2004). Comment on Competition and Financial Stability by Franklin Allen and Douglas Gale, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 36, no. 3, June, Part 2.
- Lee, Y. S. & Kim, S. G. (1995). The Effect of Entrant on the Bank Competitiveness in Korean Banking Industry: Using Rosse-Panzar Test, *Review of Economics*, vol. 43, Korean Economic Association, pp. 165-182.
- Nakane, M. I. (2002). A test of competition in Brazilian banking, *texto para discussão* 02/2001, FEA-USP.
- Nakane, M. I. (2003). Economia Bancária e Crédito: VI Concorrência e *Spread* Bancário: uma Revisão da Evidência para o Brasil, Banco Central do Brasil, Dezembro, 2003.
- Nathan, A. & Neave, E. (1989). Competition and contestability in Canada's financial system: Empirical results, *Canadian Journal of Economics* 22, pp. 576-594.
- Panzar, J. & Rosse, J. (1987). Testing for monopoly equilibrium, *Journal of Industrial Economics* 3, 443-446.
- Petterini, F. & Jorge-Neto, P. M. (2003). Análise da competição dos bancos privados nacionais nas operações de crédito do sistema financeiro nacional, *Dissertação de mestrado*, CAEN/UFC.
- Rime, B. (1999). Mesure de degré de concurrence dans le système bancaire Suisse à l'aide du modèle de Panzar et Rosse, *Review Suisse d'Economie Politique et de Statistique* 135 (1), pp. 21-40.
- Smith, Robert & Tripe, D. (2001). Competition and Contestability in New Zealand's Banking System, *14<sup>th</sup> Australian Finance and Banking Conference*, Sydney, december 2001.
- Torres, A. G. (2004). El Grado de Competencia en el Sistema Bancario Español, *VII Encuentro de Economía Aplicada*, junio 2004, Vigo.

## Apêndice I – Amostra de Bancos Comerciais Individuais (CNPJ).

RELAÇÃO DOS BANCOS COM CARTEIRAS COMERCIAIS - APURAÇÃO DO "H" E "HHI".				BANCOS UTILIZADOS RELAÇÃO RISCO E "H" ("HHI")			
CNPJ	NOME_CNPJ	CNPJ	NOME_CNPJ	CNPJ	NOME_CNPJ	CNPJ	NOME_CNPJ
0	BANCO DO BRASIL	58,257,619	BANCO SANTOS	0	BANCO DO BRASIL		
208	BRB - BANCO DE BRASILIA	58,497,702	BANCO INTERCAP	208	BRB - BANCO DE BRASILIA		
86,413	BANCO BNL DO BRASIL	58,616,418	BANCO FIBRA	86,413	BANCO BNL DO BRASIL		
183,938	BANCO GERDAU	59,109,165	BANCO VOLKSWAGEN	360,305	CAIXA ECONOMICA FEDERAL		
253,448	BANCO POTTENCIAL	59,118,133	BANCO LUSO BRASILEIRO	1,540,541	BANCO BEG		
360,305	CAIXA ECONOMICA FEDERAL	59,285,411	BANCO PANAMERICANO	4,902,979	BANCO BASA		
517,645	BANCO RIBEIRAO PRETO	59,438,325	AMERICAN EXPRESS BANK	4,913,711	BANCO BANPARA		
558,456	BANCO BGN	59,531,103	BANCO INTERPART	6,271,464	BANCO BEM		
675,688	BANCO EQUATORIAL	59,588,111	BANCO VOTORANTIM	6,833,131	BANCO BEP		
795,423	BANCO EMBLEMA S/A	59,601,047	BANCO AGF	7,196,934	BANCO BEC		
1,023,570	BANCO RABOBANK	60,044,112	DRESDNER BANK	7,207,996	BANCO BMC		
1,181,521	BANCO BANSICREDI	60,394,079	BANKBOSTON BANCO MULTIPLO	7,237,373	BANCO DO NORDESTE DO BRASIL		
1,522,368	BANCO BNP PARIBAS BRASIL	60,498,557	BANCO DE TOKYO-MITSUBISHI	7,450,604	BCO INDUSTRIAL E COMERCIAL		
1,540,541	BANCO BEG	60,518,222	BCO SUMITOMO MITSUI BRASILEIRO	10,866,788	BANCO BANDEPE		
1,701,201	HSBC BANK BRASIL	60,700,556	BANCO SANTANDER NOROESTE	13,009,717	BANCO BANESE		
2,318,507	BANCO KEB DO BRASIL	60,701,190	BANCO ITAÚ	17,184,037	BANCO MERCANTIL DO BRASIL		
2,801,938	BANCO MORGAN STANLEY	60,746,948	BANCO BRADESCO	17,298,092	BANCO BEMGE		
2,831,756	BANCO DAIMLERCHRYSLER	60,850,229	BANCO PECUNIA	17,351,180	BANCO TRIANGULO		
2,977,348	BANCO TOYOTA DO BRASIL	60,889,128	BANCO SOFISA	28,127,603	BANCO BANESTES		
2,992,446	BANCO CNH CAPITAL	60,892,304	BANCO BMD	28,195,667	BANCO ABC BRASIL		
3,012,230	BANCO1NET	60,898,723	BANCO BCN	30,131,502	BANCO UBS		
3,017,677	BANCO JSAFRA	60,942,638	BANCO SUDAMERIS BRASIL	30,306,294	BANCO PACTUAL		
3,323,840	BANCO ALFA	61,024,352	BANCO INDUSVAL	31,516,198	BANCO ITAÚ - BBA		
3,468,907	BANCO BEMAT	61,065,421	BANCO MERCANTIL DE SPO	33,066,408	BANCO ABN AMRO REAL		
3,502,961	BANCO PSA FINANCE BRASIL	61,071,387	UNICARD BANCO MÚLTIPLO	33,098,518	BANCO FININVEST		
3,609,817	BANCO CARGILL	61,083,697	BANCO MARTINELLI	33,124,959	BANCO RURAL		
3,634,220	BANCO HONDA	61,146,577	BANCO BARCLAYS	33,479,023	BANCO CITIBANK		
4,064,077	BANCO DO ESTADO DO ACRE	61,182,408	BANCO INVESTCRED UNIBANCO	33,644,196	BANCO FATOR		
4,095,983	BANCO ABB	61,186,680	BANCO BMG	33,700,394	UNIBANCO		
4,184,779	BANCO IBI - IBIBANCO	61,190,658	BANCO FIAT	33,852,567	BANCO HSBC		
4,562,120	BANCO BEA	61,199,881	BANCO DIBENS	33,870,163	BANCO ALVORADA		
4,797,262	BANCO ESTADO RONDONIA	61,348,538	BANCO FICSA	43,073,394	BANCO NOSSA CAIXA		
4,902,979	BANCO BASA	61,377,677	BANCO CIDADE	58,160,789	BANCO SAFRA		
4,913,711	BANCO BANPARA	61,411,633	BANCO BANESPA	58,257,619	BANCO SANTOS		
6,271,464	BANCO BEM	61,472,676	BANCO SANTANDER BRASIL	59,109,165	BANCO VOLKSWAGEN		
6,702,112	BANCO PONTUAL	61,533,584	BANCO SOCIETE GENERALE	59,118,133	BANCO LUSO BRASILEIRO		
6,833,131	BANCO BEP	61,535,100	BANCO ZOGBI	59,285,411	BANCO PANAMERICANO		
7,196,934	BANCO BEC	61,602,801	BANCO ITAMARATI	59,438,325	AMERICAN EXPRESS BANK		
7,207,996	BANCO BMC	61,790,390	BANCO PATENTE	59,588,111	BANCO VOTORANTIM		
7,216,674	BANCO BANFORT	61,820,817	BANCO PAULISTA	60,394,079	BANKBOSTON BANCO MULTIPLO		
7,237,373	BANCO DO NORDESTE DO BRASIL	62,027,453	BANCO DESTAK	60,498,557	BANCO DE TOKYO-MITSUBISHI		
7,450,604	BCO INDUSTRIAL E COMERCIAL	62,073,200	BANCO MERRILL LYNCH	60,701,190	BANCO ITAÚ		
8,249,716	BANCO HNF	62,136,254	BANCO CRUZEIRO DO SUL	60,746,948	BANCO BRADESCO		
9,093,352	BANCO PARAIBAN	62,144,175	BANCO PINE	60,889,128	BANCO SOFISA		
10,781,532	BANCO BANORTE	62,153,721	BANCO PORTO SEGURO	60,898,723	BANCO BCN		
10,824,993	BANCO MERCANTIL	62,232,889	BANCO DAYCOVAL	60,942,638	BANCO SUDAMERIS BRASIL		
10,866,788	BANCO BANDEPE	62,331,228	DEUTSCHE BANK Sª	61,065,421	BANCO MERCANTIL DE SPO		
10,995,587	BANCO SIMPLES	62,421,979	BANCO GE CAPITAL	61,186,680	BANCO BMG		
12,275,749	BANCO ESTADO ALAGOAS	65,448,037	BANCO UNITED	61,199,881	BANCO DIBENS		
13,005,830	BANCO IOCHPE	68,900,810	BANCO RENDIMENTO	61,411,633	BANCO BANESPA		
13,009,717	BANCO BANESE	69,057,453	BANCO INTERIOR DE SAO PAULO	61,472,676	BANCO SANTANDER BRASIL		
13,636,030	BANCO EUROBANCO	69,141,539	BANCO CREDIBEL	61,533,584	BANCO SOCIETE GENERALE		
14,388,334	PARANA BANCO	71,027,866	BANCO BONSUCESSO	62,136,254	BANCO CRUZEIRO DO SUL		
15,114,366	BANCO BBM S/A	74,828,799	BANCO COMERCIAL URUGUAI	62,232,889	BANCO DAYCOVAL		
15,124,464	BANCO ECONOMICO	75,647,891	BANCO CALYON BRASIL	62,331,228	DEUTSCHE BANK Sª		
15,142,490	BANCO BANEZ	76,492,172	BANCO BANESTADO	69,141,539	BANCO CREDIBEL		
15,173,776	BANCO CAPITAL	78,336,633	BANCO ARAUCARIA	76,492,172	BANCO BANESTADO		
15,207,244	BANCO MARKA	78,626,983	BANCO VR	83,876,003	BANCO BESC		
17,157,777	BANCO NACIONAL	78,632,767	BANCO OURINVEST	90,400,888	BANCO SANTANDER MERIDIONAL		
17,184,037	BANCO MERCANTIL DO BRASIL	80,271,455	BANCO MAXINVEST	92,702,067	BANCO EST. RIO GRANDE DO SUL		
17,298,092	BANCO BEMGE	83,876,003	BANCO BESC				
17,346,222	MILBANCO	90,400,888	BANCO SANTANDER MERIDIONAL				
17,348,152	BANCO DRACMA	90,731,688	BANCO FORD				
17,351,180	BANCO TRIANGULO	91,884,981	BANCO JOHN DEERE				
21,562,962	BANCO CREDIREAL	92,702,067	BANCO EST. RIO GRANDE DO SUL				
22,531,842	BANCO DO PROGRESSO	92,874,270	BANCO AJRENNER				
27,937,333	BANCO BRJ	92,894,922	BANCO MATONE				
28,127,603	BANCO BANESTES	93,088,433	BANCO AXIAL				
28,157,204	BANCO SANTOS NEVES	96,230,370	BANCO DAS NACOES				

## Apêndice II – Teste para a *Estatística-H=0* (Monopólio) e *Estatística-H=1* (Concorrência).

O teste de restrição parte do modelo irrestrita e testa a restrição para monopólio ( $H_1 + H_2 + H_3 = 0$ ) à esquerda e a restrição para concorrência perfeita ( $H_1 + H_2 + H_3 = 1$  ou  $H_1 = 1 - H_2 - H_3$ ) à direita.

199906						199912					
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k
17.2680	54.8282	112	8	1	104	5.9598	34.4016	108	8	1	100
F calculado	226.2145					F calculado	477.2307				
F tabelado	3.9200	5%				F tabelado	3.9200	5%			
	2.7500	10%					2.7500	10%			
	1.3400	25%					1.3400	25%			
200006						200012					
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k
6.9769	27.6217	104	8	1	96	3.4629	26.9166	96	8	1	88
F calculado	284.0649					F calculado	596.0025				
F tabelado	3.9200	5%				F tabelado	3.9200	5%			
	2.7500	10%					2.7500	10%			
	1.3400	25%					1.3400	25%			
200106						200112					
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k
6.1421	26.2810	96	8	1	88	5.0597	29.4175	93	8	1	85
F calculado	288.5391					F calculado	409.1980				
F tabelado	3.9200	5%				F tabelado	3.9200	5%			
	2.7500	10%					2.7500	10%			
	1.3400	25%					1.3400	25%			
200206						200212					
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k
4.2698	25.7577	88	8	1	80	11.6271	49.5462	88	8	1	80
F calculado	402.6002					F calculado	260.9009				
F tabelado	3.9200	5%				F tabelado	3.9200	5%			
	2.7500	10%					2.7500	10%			
	1.3400	25%					1.3400	25%			
200306						200312					
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k
10.0835	53.7877	86	8	1	78	26.8291	55.6618	85	8	1	77
F calculado	338.0688					F calculado	82.7505				
F tabelado	3.9200	5%				F tabelado	3.9200	5%			
	2.7500	10%					2.7500	10%			
	1.3400	25%					1.3400	25%			
200406											
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k						
29.9873	68.4143	75	8	1	67						
F calculado	85.8565										
F tabelado	3.9200	5%									
	2.7500	10%									
	1.3400	25%									

199906						199912					
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k
17.2680	3.6739	112	8	1	104	5.9598	5.2686	108	8	1	100
F calculado	81.8733					F calculado	11.5981				
F tabelado	3.9200	5%				F tabelado	3.9200	5%			
	2.7500	10%					2.7500	10%			
	1.3400	25%					1.3400	25%			
200006						200012					
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k
6.9769	7.9554	104	8	1	96	3.4629	4.0355	96	8	1	88
F calculado	13.4638					F calculado	14.5509				
F tabelado	3.9200	5%				F tabelado	3.9200	5%			
	2.7500	10%					2.7500	10%			
	1.3400	25%					1.3400	25%			
200106						200112					
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k
6.1421	6.4187	96	8	1	88	5.0597	5.7547	93	8	1	85
F calculado	3.9634					F calculado	11.6761				
F tabelado	3.9200	5%				F tabelado	3.9200	5%			
	2.7500	10%					2.7500	10%			
	1.3400	25%					1.3400	25%			
200206						200212					
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k
4.2698	4.0583	88	8	1	80	11.6271	3.4533	88	8	1	80
F calculado	3.9634					F calculado	56.2396				
F tabelado	3.9200	5%				F tabelado	3.9200	5%			
	2.7500	10%					2.7500	10%			
	1.3400	25%					1.3400	25%			
200306						200312					
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k	sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k
10.0835	13.6194	86	8	1	78	26.8291	22.5985	85	8	1	77
F calculado	27.3513					F calculado	12.1419				
F tabelado	3.9200	5%				F tabelado	3.9200	5%			
	2.7500	10%					2.7500	10%			
	1.3400	25%					1.3400	25%			
200406											
sresid_ir2	sresid_r2	n	k	m	n-k						
29.9873	29.0455	75	8	1	67						
F calculado	-2.1043										
F tabelado	3.9200	5%									
	2.7500	10%									
	1.3400	25%									

# Apêndice III – Testes para Termos Iguais, Efeitos Fixos x Aleatórios e Endogeneidade. Testes para Autocorrelação e Heterocedasticidade.

## 1. TESTE PARA TERMOS CONSTANTES IGUAIS.

H0: termos constantes são iguais,  $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_n$

H1: termos constantes tem pelo menos um diferente.

$$F(n-1, nT-n-k) = \frac{\frac{(e' e_{FE} - e' e_{POOL})}{(n-1)}}{\frac{e' e_{FE}}{(nT-n-k)}}$$

	Estatística H	HII
$F_{Calculado}(659, 6586)$	7.2774	7.6415
$F_{Tabelado}(659, 6592)$	1.320	1.3200

Como  $F_{Calculado} > F_{Tabelado}$  a hipótese H0 (termos constantes iguais) é rejeitada.

## 2. TESTE PARA VERIFICAR EFEITOS FIXOS OU ALEATÓRIOS DE HAUSMAN.

{ H0:  $Cov(C_i, X_{it}) = 0$  Estimadores são consistentes, OLS é eficiente, Ef. Aleatórios.  
H1:  $Cov(C_i, X_{it}) \neq 0$  Estimador GLS é inconsistente, Efeitos Aleatórios.

$$\chi^2_{Calculado} = (b_{GLS} - b_{OLS})' \Sigma^{-1} (b_{GLS} - b_{OLS})$$

onde: sigma é a diferença entre as variâncias, ou seja,  $(e_{ols} \times e_{ols}) - (e_{gls} \times e_{gls})$ .

	Estatística H	HII
Estatística de Hausman	32.6955	118.8348
Qui-quadrado m graus de liberdade	21.955	21.9550

onde: m = 8, é o número de variáveis explicativas que variam no tempo.

A estatística calculada é maior do que a estatística tabelada. Assim, rejeitamos H0, a possibilidade de nosso modelo estar tratando de Efeitos aleatórios. O modelo é de efeitos fixos.

## 3. TESTE DE ENDOGENEIDADE DE HAUSMAN.

**Dependent Variable: RCRED?**  
Method: Pooled Least Squares  
Sample(adjusted): 1999:2 2004:1

Variable	Coefficient	t-Statistic
AGN?	1.4292	2.6284
H?	0.0722	1.1440
RCRED <sub>t-1</sub> ?	0.4988	7.0515
REGPF?	0.1282	4.3959
PF?	-0.0098	-0.2798
PE?	0.0209	0.4577
PN?	0.0844	2.8472
PCE?	0.0058	0.1995
Fixed Effects		
R-squared	0.8470	
Adj R-squared	0.8275	

**Dependent Variable: BASIL?**  
Method: Pooled Least Squares  
Sample(adjusted): 1999:2 2004:1

Variable	Coefficient	t-Statistic
AGN?	0.6096	2.2371
H?	0.0698	0.8196
RCRED?	-0.2266	-2.0691
REGPF?	-0.0225	-0.8660
PF?	0.2370	4.0769
PE?	-0.0927	-0.6036
PN?	0.0459	1.4177
PCE?	0.0914	2.8921
RESIDIV?	0.0765	0.5859
Fixed Effects		

**Dependent Variable: RCRED?**  
Method: Pooled Least Squares  
Sample(adjusted): 1999:2 2004:1

Variable	Coefficient	t-Statistic
AGN?	1.5162	2.9624
HIIC?	-2.2587	-3.2770
RCRED <sub>t-1</sub> ?	0.4873	6.8351
REGPF?	0.1381	4.6180
PF?	-0.0059	-0.1636
PE?	0.0382	0.8116
PN?	0.0888	2.8615
PCE?	0.0076	0.2452
Fixed Effects		
R-squared	0.8498	
Adj R-squared	0.8307	

**Dependent Variable: RISK?**  
Method: Pooled Least Squares  
Sample(adjusted): 1999:2 2004:1

Variable	Coefficient	t-Statistic
AGN?	0.6914	2.4438
HIIC?	-0.1209	-0.1275
RCRED?	-0.2298	-2.0157
REGPF?	-0.0217	-0.7638
PF?	0.2376	4.0673
PE?	-0.0902	-0.5931
PN?	0.0495	1.5383
PCE?	0.0911	2.8765
RESIDIV?	0.0825	0.6111
Fixed Effects		

## 1. TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO PARA EFEITOS FIXOS DE BALTAGI.

Hipótese de Nula é igual a não ter correlação.

	Estatística H	HII
$Estatística_{Calculada}$	13.2153	13.1900
$Normal-padrão$	3.000	3.0000

Rejeitamos a hipótese de ausência de autocorrelação.

## 2. TESTE DE HETEROCEDASTICIDADE DE BICKEL.

Na hipótese nula os coeficientes são iguais, não tem heterocedasticidade.

$$F = \frac{(R^2_{IR} - R^2_R)/m}{(1 - R^2_R)/(n-k)}$$

são três restrições lineares, brt=brt2=brt3=brt4=brt5=0,

logo m=5. (n-k) = 660-5=655

	Estatística H	HII
$Estatística_{Calculada}$	96.7857	70.0078
$Normal-padrão$	1.410	1.4100

Logo, existe heterocedasticidade e a variância não é constante.

Dependent Variable: RESID2?		
Method: GLS (Cross Section Weights)		
Sample: 1999:1 2004:1		
Variable	Coefficient	t-Statistic
BASILEST?	-0.0222	-0.5824
BASILEST2?	0.0959	0.5086
BASILEST3?	-0.0571	-0.1937
BASILEST4?	93.6324	3.0830
BASILEST5?	-233.3089	-3.2428
Fixed Effects		
R-squared	0.7787	
Adj. R-squared	0.7549	

Dependent Variable: RESID2?		
Method: GLS (Cross Section Weights)		
Sample: 1999:1 2004:1		
Variable	Coefficient	t-Statistic
BASILEST?	-0.2168	-2.4483
BASILEST2?	0.9975	2.3173
BASILEST3?	-1.3768	-2.1527
BASILEST4?	217.7620	3.1846
BASILEST5?	-507.3050	-3.1884
Fixed Effects		
R-squared	0.7563	
Adj. R-squared	0.7301	

Dependent Variable: RESID2?		
Method: GLS (Cross Section Weights)		
Sample: 1999:1 2004:1		
Variable	Coefficient	t-Statistic
RISKEST?	0.0060	2.0645
Fixed Effects		
R-squared	0.6809	
Adj. R-squared	0.6490	

Dependent Variable: RESID2?		
Method: GLS (Cross Section Weights)		
Sample: 1999:1 2004:1		
Variable	Coefficient	t-Statistic
RISKEST?	-0.0017	-0.5525
Fixed Effects		
R-squared	0.6784	
Adj. R-squared	0.6462	